我国学术期刊存在编委效应吗？——基于管理学期刊的实证研究

余芊芊；尹逸贤；张光耀；王贤文*

大连理工大学 公共管理学院 科学学与科技管理研究所，辽宁省大连市甘井子区凌工路 2 号 116024

摘　要：[**目的**]通过分析我国管理学期刊编委发文的数量和质量，探究学术期刊是否存在编委效应，为期刊质量建设提供参考依据。[**方法**]以管理学类 CSSCI 来源期刊为例，采用回归分析和因果推断方法，揭示编委不同身份发文与论文影响力之间的关系。[**结果**] 编委活跃度较低，大部分编委并未在任职期刊发表过多论文；编委不同身份发文与论文影响力存在显著关系，编委效应有条件地存在。具体来说，编委为重要作者身份发文的影响力相较非编委作者显著更高。编委为非重要作者身份发文的影响力相较非编委作者显著更低。[**结论**]建议编辑部提升期刊运作透明度并制定编委投稿政策，以减少潜在的编委效应。

关键词：编委效应；期刊质量建设；论文影响力；回归分析；因果推断

学术期刊是传播科研成果、开展学术交流和促进科技进步的主要载体[1]。编委作为期刊质量的把关人，承担着选题策划、组稿约稿、稿件评审以及把握期刊发展方向等重要职责[2]，因此对期刊的同行评议和质量建设发挥着重要作用。然而，编委发表论文的数量及其影响方面同样成为了学术界的重要关注点。本文将这一关注点定义为“编委效应”，即学术出版过程中，由于编委在学术期刊中的影响力、对期刊方向的熟悉度或者与编辑部之间的关系等因素，编委身份可能对其署名论文的评审结果产生偏差，进而使得其在所任职期刊发表更多论文，或论文质量可能存在低于平均水平的现象。

从实证研究来看，国内外学者对期刊编委在其任职期刊的发文数量及论文影响力展开了大量研究。从发文数量来看，尽管基于单一学科，如医学领域[3]或图书馆和信息科学[4]的期刊编委并未在所任职期刊发表过多论文，但从 Liu 等人基于两万多名编委的大规模分析来看，编委在任职期刊发文非常普遍，12%的编委在任职期刊上发表了至少五分之一的论文，6%的编委发表了至少三分之一的论文[5]。从论文发表后的影响来看，Xu 等人[6]和顾璇等人[7]发现编委论文相较于其他作者论文有着相对更高的被引量和下载量。而丁佐奇等人[8]和陈力勤[9]分别针对药学期刊编委和师范大学学报编委的发文影响力展开分析，发现发文数高的编委被引量并不高。

越来越多的研究倾向于关注社会身份和社会联系等非学术因素和评审结果之间的联系。尽管在原则上，同行评议应当只关注学术成果质量本身，不应该与作者的社会属性相关[10]。但在具有“差序格局”特点的国内情境下，作者的社会属性是否与其待遇相关，仍然值得探讨。编委身份即为重要切入点，一方面，编委由于熟悉任职期刊规范，以及在业内较强的学术能力，会更多地在其任职期刊上发表论文[11]；另一方面，编委可能因其身份的特殊性，在论文的录用方面得到特殊优待[12]。

因此，本研究旨在探索国内情境下的编委效应，考虑到社会科学领域更容易出现“见仁见智”现象，评价标准相较于自然科学更具解释灵活性。本研究选取管理学类 CSSCI 来源期刊开展实证研究，揭示编委不同身份发文与论文影响力之间的关系，以检验学术期刊是否存在编委效应，进而为期刊质量建设提供参考依据。

1 研究设计

作者简介：余芊芊（ORCID: 0009-0002-6445-1006），硕士研究生，E-mail: qianqianyu@mail.dlut.edu.cn；尹逸贤，硕士研究生；张光耀，博士研究生；

*通讯作者：王贤文（ORCID: 0000-0002-7236-9267），博士，教授，E-mail: xianwenwang@dlut.edu.cn

1.1 数据来源

编委名单通常公布在期刊目录及期刊官网上，但官网名单可能存在滞后情况，因此优先从期刊目录中查找编委名单。2020 年 CSSCI 来源期刊共收录 36 种管理学期刊，由于《科学管理研究》和《外国经济与管理》的期刊目录以及官网仅公布了主编，因此删除这两种期刊，选取剩余 34 种管理学期刊作为研究样本。通过 CNKI 中的“出版物检索”，搜索各期刊 20 年出版期刊的“原版目录浏览”，通过封二页、封底页等获得编委名单。其中，《南开管理评论》、《中国管理科学》以及《科研管理》这三种期刊未在原版目录中公布编委名单，因此采用其官网发布的编委名单。

由于 CNKI 的被引源更广泛，本研究以中国引文数据库为数据源，通过“被引期刊检索”，检索 34 种期刊 2020 年的发文量、被引量、他引量、下载量等，检索日期为 2023 年 9 月 21 日。以此统计各期刊 2020 年编委和普通作者的论文数据。

1.2 数据处理及分析软件

共收集 5418 条论文数据，为确保结果的可靠性，剔除了各类启事、纪要、诞辰、悼词、目录、序言、献辞、书评、专栏介绍、会议综述等非论文资料，共获得 5160 篇论文（包括 326 篇编委论文和 4834 篇普通作者论文）。同时，为消除极端值的影响，对因变量进行 1%的双边缩尾处理。实证研究使用 Stata 16 完成，采用回归分析和因果推断方法进行研究，以下实证均基于处理后的数据。

1.3 变量说明

1.3.1 论文影响力的测度方法

本文分别使用被引量、他引量与下载量 3 项指标测度论文的影响力，时间窗口自发文日至 2023 年 9 月 21 日。在进行回归分析检验时，3 项指标均作 1%的双边缩尾处理。

1.3.2 主解释变量的测度方法

编委身份。将编委身份分成三类，分别是普通作者、编委为重要作者身份（一作/通讯）以及编委为非重要作者身份（非一作/通讯）。在后面回归分析时，由于自变量是三分类变量，因此以“ed0（普通作者）”为基准类别，通过创建两个虚拟变量 ed1（编委为重要作者身份）和 ed2（编委为非重要作者身份）进行回归。

1.3.3 其他控制变量的处理

在以往的研究基础上[13-14]，本研究将部分与论文影响力有关的八个因素作为控制变量，包括页数（pg），文献类型（dt，通过人工判断分为综述类和实证类），基金资助（fund，分为国家级基金资助和无基金资助/非国家级基金资助），标题长度（title，即论文标题字数），参考文献数量（ref），作者人数（au_num），机构数量（org_num），机构级别（org_rank，985 和中国科学院定义为一流机构，其他为普通机构）。具体的变量及描述如表 1 所示。

表 1 变量及描述

变量		符号	类型	描述
因变量	被引量	cit	count	1%双边缩尾
	他引量	cit_other	count	1%双边缩尾
	下载量	down	count	1%双边缩尾
自变量	编委身份	ed	dummy	0=普通作者 1=编委为重要作者身份

				2=编委为非重要作者身份
控制变量	页数	pg	count	文献页数
	文献类型	dt	dummy	0=综述类，1=实证类
	基金资助	fund	dummy	0=无资助/非国家级资助，1=国家级资助
	标题长度	title	count	论文标题字符数
	参考文献	ref	count	参考文献数量
	作者人数	au_num	count	论文作者人数
	机构数量	org_num	count	论文作者所属机构数量
	机构级别	org_rank	dummy	第一作者所属机构级别 0=普通机构，1=一流机构

1.4 模型选择

针对可能存在的“编委效应”，本文提出如下研究假设：

H1a：编委作为重要作者身份（第一或通讯作者）发文与论文影响力正相关。

H1b：编委作为非重要作者身份（非第一或通讯作者）发文与论文影响力正相关。

针对上述假设，本文借助回归模型（模型 1）进行检验：

$$cit_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot editor_i + \beta_2 \cdot control_i + \varepsilon_i$$ （模型 1a）

$$cit_other_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot editor_i + \beta_2 \cdot control_i + \varepsilon_i$$ （模型 1b）

$$down_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot editor_i + \beta_2 \cdot control_i + \varepsilon_i$$ （模型 1c）

模型中：cit、cit_other、down 分别为被引量、他引量与下载量，作为论文影响力的测度，$editor_i$ 为主解释变量，$control_i$ 为控制变量，ε_i 为残差项。由于因变量是典型的离散型数据，因此采用计数模型更适合。常用的计数模型包括泊松回归模型和负二项回归模型，前者的一个重要假设是满足因变量的均值和方差相等，而本研究因变量的方差皆大于均值，存在过度离散现象，因此考虑使用负二项回归模型。通过似然比检验发现，负二项模型比泊松模型更适合本研究的数据（$p<0.001$），因此，选取负二项回归模型进行实证分析。

2 结果与分析

2.1 编委数据的计量分析

经统计，34 种期刊共有 1293 位编委，包括 77 位国际编委（包括国外学者，在港澳台高校、中外办学高校以及国外高校任职的中国学者）和 1216 位国内编委。编委中存在较多“联锁编委”现象[15]（即同一位专家担任多种期刊的编委），去重后共得到 894 位编委，其中国际编委 75 位，国内编委 819 位，重合率约 31%。统计显示有 49 位编委在 4 种以上期刊任职，其中，有两位编委任职期刊数量最多，均在 11 种期刊任职。每种期刊的平均编委

数量约为 38 人，其中，《中国管理科学》这一期刊的编委数量最多，高达 85 人，《经济体制改革》的编委数量最少，仅有 8 人。

进一步统计编委的发文人数和论文数量。由于国际编委较少甚至几乎不在国内期刊发表论文，因此本文后续统计分析只基于国内编委数据。统计结果显示，250 名编委在任职期刊发表了共计 326 篇论文，即一年内 20.6%的编委在任职期刊至少发表了 1 篇论文，其中发表论文数量前三名的编委分别是陈劲、董纪昌和汪寿阳，一年内发表了 15 篇、10 篇以及 9 篇。

发文编委占比即发文编委人数占该刊编委总数的比重，体现了编委的活跃度，即有多少编委履行为期刊撰稿的职责。从发文编委占比来看，平均占比 20.6%，说明编委活跃度较低。编委活跃度高于平均水平的期刊共 13 种，其中有 10 种期刊处于《FMS 管理科学高质量期刊推荐列表 2022》中，说明高质量期刊的编委活跃度更高。

编委发文占比即编委论文数量占出版总数的比重，可以反映该期刊是否大量发表编委论文。从编委发文占比来看，平均占比约 6.3%，18 种期刊的编委发文占比低于平均占比，说明大部分期刊并没有大量发表编委论文。

2.2 编委不同身份发文与论文影响力的关系

2.2.1 描述性统计

自变量和控制变量的相关系数均小于 0.6，表明变量间不会由于高度相关引起实证分析的偏差。同时对自变量和控制变量进行了均值中心化处理以最小化多重共线性，经计算，最大方差膨胀系数（VIF）为 1.53，远小于 10，表明模型不存在严重的多重共线性。

2.2.2 单因素方差分析

本研究通过 ANOVA 方差分析，检验编委不同身份发文对论文影响力是否有显著差异。首先进行方差齐性 Levene 检验，p 值小于 0.05，拒绝原假设，认为各组样本不满足方差齐性假设，因此使用 Welch’s Anova 检验。结果如表 2 所示，p 值均小于 0.05，拒绝原假设，认为编委不同身份对论文影响力具有显著差异。

表 2 Welch’s Anova 结果

变量	论文数	被引量			他引量			下载量		
		均值	F	P	均值	F	P	均值	F	P
ed0	4834	28.12			27.46			2067.88		
ed1	196	38.85	11.96	0.003	37.78	11.26	0.005	2718.63	3.591	0.028
ed2	130	25.71			25.09			1888.13		

2.2.3 回归分析

回归分析结果见表 3，其中模型 m1、m2、m3 分别只包含编委不同身份发文下的回归结果，模型中自变量 ed1 的回归系数皆为正，且在 0.01 水平上显著；自变量 ed2 的回归系数皆为负，但并不显著（在后文异质性分析中解释这一现象）。模型 m4、m5、m6 加入了 8 个控制变量，自变量 ed1 的回归系数仍然为正，且都在 0.01 水平上显著；自变量 ed2 的回归系数仍为负，且至少在 0.05 水平下显著。说明在控制了其他因素的情况下，编委作为重要位置发文的论文影响力高于普通作者，但编委为非重要位置发文的论文影响力显著低于普通作者。前文 H1a 假设得证，编委作为重要作者身份（第一或通讯作者）发文与论文影响力正相关。H1b 假设不成立，编委作为非重要作者身份（非第一或通讯作者）发文与论文影响力负相关。对于模型 m4—m6 结果中的控制变量，页数、标题长度、机构级别、机构数量、参考文献数量的回归系数都显著为正。

表 3 负二项回归分析结果

	m1 被引量	m2 他引量	m3 下载量	m4 被引量	m5 他引量	m6 下载量
ed1	0.323*** (0.065)	0.319*** (0.066)	0.274*** (0.060)	0.228*** (0.065)	0.222*** (0.066)	0.161*** (0.057)
ed2	-0.090 (0.080)	-0.090 (0.081)	-0.091 (0.073)	-0.165** (0.079)	-0.163** (0.080)	-0.182*** (0.069)
pg				0.040*** (0.004)	0.040*** (0.004)	0.051*** (0.003)
fund				-0.035 (0.029)	-0.042 (0.030)	-0.060** (0.026)
title				0.004** (0.002)	0.004*** (0.002)	0.013*** (0.001)
org_rank				0.110*** (0.025)	0.112*** (0.026)	0.156*** (0.022)
org_num				0.038** (0.017)	0.037** (0.017)	0.056*** (0.015)
ref				0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.005*** (0.001)
dt				0.141* (0.079)	0.145* (0.080)	-0.044 (0.068)
au_num				0.001 (0.012)	0.000 (0.012)	-0.004 (0.011)
cons	3.336*** (0.013)	3.313*** (0.013)	7.634*** (0.012)	2.468*** (0.097)	2.448*** (0.099)	6.477*** (0.085)
N	5160	5160	5160	5160	5160	5160
ll	-22429.49	-22330	-44389.43	-22278.65	-22185.00	-43954.37
Aic	44866.97	44668	88786.85	44579.29	44392.01	87932.73
Bic	44893.17	44694.19	88813.05	44651.33	44464.04	88011.32

1)小括号内为标准误；2) ***、**、*分别表示在 0.01、0.05、0.1 的水平下显著。

2.2.4 倾向得分匹配分析

为减少数据选择的偏误，检验结果的稳健性，本研究采用因果推断中的倾向得分匹配（Propensity Score Matching, PSM）进行处理效应估计（Average treatment effect for the treated, ATT）。PSM 最早由 Rosenbaum 等人[16]于 1983 年提出，运用“反事实”设计思想，通过建立“实验组”与“控制组”，保证各种潜在混杂因素在组间的分布是平衡的，形成一个近似随机化的实验场景。

本研究将编委为重要位置论文与普通作者论文，以及编委为非重要位置论文与普通作者论文分别进行匹配。协变量为前文提到的与论文影响力有关的八个控制变量，采用 logistic 回归模型估计倾向得分。由于实验组和控制组的样本量差异较大，因此采用 1:4 邻近匹配方法，其匹配前后的标准误差以及误差消减情况详见下表。一般来说，标准化差异越小，倾向得分匹配的效果越好，本文使用 Flury 等[17]提出的标准化差异法来评估协变量的均衡性。最后，通过计算个体在参与状态下的观测结果与其匹配的反事实差值，来衡量其平均处理效应。

（1）编委为重要位置论文与普通作者论文匹配分析

由表 4 可知，编委为重要位置论文与普通作者论文匹配后各控制变量的标准误差值均在变小，且标准化偏差的绝对值都小于 10%，同时 t 检验的结果表明，经过匹配后的两组样本在各个控制变量上已无显著差异，满足平衡性假设。对比匹配前后的核密度，发现匹配后的两组样本核密度非常接近，存在较大的共同取值区间，表明其匹配效果较好，满足共同支撑检验。

表 4 匹配前后协变量差异对比

Variable	Unmatched	Mean			%reduct	t-test	
	Matched	Treated	Control	%bias	|bias|	t	p
pg	U	12.505	10.920	39.5		5.62	0.000
	M	12.395	12.510	-2.9	92.7	-0.26	0.792
fund	U	0.801	0.753	11.6		1.54	0.124
	M	0.800	0.797	0.6	94.7	0.06	0.950
title	U	24.168	24.761	-7.3		-1.05	0.295
	M	24.241	24.287	-0.6	92.2	-0.06	0.955
org_rank	U	0.633	0.392	49.5		6.77	0.000
	M	0.631	0.635	-0.8	98.4	-0.08	0.937
org_num	U	1.760	1.598	19.0		2.87	0.004
	M	1.759	1.817	-6.8	64.4	-0.63	0.531
ref	U	38.066	32.472	23.7		4.60	0.000
	M	37.297	37.533	-1.0	95.8	-0.10	0.923
dt	U	0.872	0.977	-40.5		-8.97	0.000
	M	0.877	0.886	-3.5	91.4	-0.27	0.785
au_num	U	2.903	2.657	22.1		3.25	0.001
	M	2.887	2.837	4.5	79.7	0.43	0.665

（2）编委为非重要位置论文与普通作者论文匹配分析

编委为非重要位置论文与普通作者论文匹配后的结果如表 5 所示。由结果可知：匹配后除了“title”这一个变量的标准误差绝对值变大，其余变量的标准误差值都在变小，并且匹配后各个控制变量的标准化偏差的绝对值都小于 10%，同时 t 检验的结果表明，匹配后的两组样本在各个控制变量上已无显著差异，满足平衡性假设。对比匹配前后的核密度，发现匹配后的两组样本核密度非常接近，存在着较大的共同取值区间，表明其匹配效果较好，满足共同支撑检验。

表 5 匹配前后协变量差异对比

Variable	Unmatched	Mean			%reduct	t-test	
	Matched	Treated	Control	%bias	|bias|	t	p
pg	U	12.162	10.920	32.7		3.62	0.000
	M	12.162	12.256	-2.5	92.4	-0.19	0.849
fund	U	0.877	0.753	32.3		3.25	0.001
	M	0.877	0.904	-7.0	78.3	-0.69	0.489
title	U	24.438	24.761	-4.0		-0.47	0.640
	M	24.438	24.825	-4.8	-19.8	-0.38	0.704
org_rank	U	0.577	0.392	37.6		4.26	0.000
	M	0.577	0.615	-7.8	79.2	-0.63	0.529
org_num	U	2.146	1.598	62.9		7.98	0.000
	M	2.146	2.077	7.9	87.4	0.58	0.564
ref	U	35.185	32.472	16.4		1.91	0.057
	M	35.185	35.354	-1.0	93.8	-0.08	0.936

dt	U	0.946	0.977	-16.2		-2.31	0.021
	M	0.946	0.958	-6.0	62.9	-0.43	0.665
au_num	U	3.292	2.657	63.7		6.92	0.000
	M	3.292	3.260	3.3	94.9	0.24	0.811

除了 1:4 邻近匹配，本研究继续用卡尺内 1:4 邻近匹配（卡尺范围定为 0.01）、半径匹配、样条匹配、马氏匹配方法对估计结果进行稳健性检验，结果见表 6。由表可知，ATT 的估计值和显著性都类似，结果均表明编委为重要位置发文的论文影响力相较普通作者显著更高，ATT 估计值均在 0.05 水平上显著；编委为非重要位置发文的论文影响力相较普通作者显著更低，ATT 估计值至少在 0.1 水平上显著。

表 6 倾向得分匹配估计结果

匹配法	编委为重要位置论文和普通作者论文		编委为非重要位置论文和普通作者论文	
	ATT	SE	ATT	SE
1:4 近邻匹配	8.073**	3.570	-5.565**	2.843
卡尺内 1:4 近邻匹配	7.643**	3.538	-5.076*	2.875
半径匹配	8.031**	3.329	-4.199*	2.409
样条匹配	7.640**	3.388	-5.011**	2.502
马氏匹配	8.265**	4.016	-4.937*	2.735

1)SE 为标准误；2) ***、**、*分别表示在 0.01、0.05、0.1 的水平下显著。

2.2.5 异质性检验

进一步考虑样本中的异质性，即检验在不同的子样本下，加入控制变量后，编委身份和论文影响力之间的关系是否仍然显著（仅用被引量作为因变量）。分析结果如表 7 所示。

首先检验对于不同期刊质量的样本，结果是否仍然成立。以《FMS 管理科学高质量期刊推荐列表 2022》为评价期刊质量的标准，m7 以入选 FMS 的论文为子样本，m8 以未入选 FMS 的论文为子样本。

其次，考虑机构和作者职称的异质性，m9 以第一作者所属单位为一流机构的论文为子样本，m10 为第一作者职称为教授/研究员的论文为子样本。

进一步考虑内生性因素，m11 以编委为重要位置论文与普通作者论文进行倾向得分匹配，采用卡尺范围 0.01 内 1:4 邻近匹配方法匹配成功的论文为子样本，m12 以编委为非重要位置论文与普通作者论文进行倾向得分匹配，采用卡尺范围 0.01 内 1:4 邻近匹配方法匹配成功的论文为子样本，m11 和 m12 均使用概率权重进行加权负二项回归。

同样加入其他控制变量后，模型 m7、m8、m9、m10、m11 中，自变量 ed1 的符号均为正且显著，并大多在 0.01 水平上显著，说明在不同子样本下，编委为重要位置发文的论文影响力都显著高于普通作者。模型 m7、m9、m12 中，自变量 ed2 的符号为负，且至少在 0.05 水平上显著，说明在这三类子样本下，编委为非重要位置发文的论文影响力相较普通作者显著更低。

但对于非高质量期刊样本（m8）而言，自变量 ed2 符号为正但不显著，说明在非高质量期刊中，编委为非重要位置的发文被引会略高于普通作者。对于模型 m10 而言，自变量 ed2 也不显著，意味着当第一作者是教授或研究员时，即使编委为非重要位置，论文影响力也不会显著低于普通作者。这一现象也解释了前面在基础回归分析未加控制变量时，自变量 ed2 系数为负但不显著的原因，因为存在论文期刊是非高质量期刊，以及论文第一作者是教授或研究员等因素的影响。

进一步探讨此现象的原因，非高质量期刊接收的普通作者投稿质量可能不高，论文被

引用的可能性更低，加上引文分布是偏态的，导致大多数普通作者论文被引都处在一个较低区间，因此论文期刊是非高质量期刊时，编委为非重要位置的发文被引会略高于普通作者。而一般情况下，由于教授或研究员本身具备较高的学术水平，当编委为非重要位置论文的第一作者为教授或研究员时，文章被引用的可能性更高，即使编委处于非重要位置，论文影响力也不会显著低于普通作者，因此论文第一作者是教授/研究员时结果不再显著。

表 7 异质性分析

	m7 高质量期刊	m8 非高质量期刊	m9 一流机构	m10 教授/研究员	m11 PSM	m12 PSM
ed1	0.224*** (0.077)	0.395*** (0.120)	0.291*** (0.084)	0.167** (0.084)	0.171* (0.089)	
ed2	-0.235*** (0.086)	0.121 (0.203)	-0.284*** (0.107)	-0.1 (0.207)		-0.268** (0.111)
cons	2.556*** (0.115)	2.568*** (0.194)	2.489*** (0.153)	2.736*** (0.154)	2.669*** (0.414)	1.636** (0.797)
N	3585	1575	2094	1874	869	595
ll	-15779.55	-6438.816	-9231.206	-8390.642	-22094.73	-19200.15
Aic	31583.1	12901.63	18484.41	16805.28	44211.46	38422.3
Bic	31657.32	12965.98	18546.53	16871.71	44263.9	38470.57
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

1)小括号内为标准误；2) ***、**、*分别表示在 0.01、0.05、0.1 的水平下显著。

3 结论

本研究基于国内 CSSCI 管理学期刊 2020 年的数据，分析编委发文的数量和质量。采用回归分析和因果推断的方法，从编委发文身份出发，将论文影响力与编委发文身份相关联，试图探究编委不同身份发文与论文影响力之间的关系，进而探讨我国学术期刊是否存在编委效应。相比以往的关于编委发文的探讨，本研究使用回归分析和因果推断方法，从更多维度揭示期刊中可能存在的编委效应，进而为期刊质量建设提供参考依据。

研究结果发现，编委效应有条件地存在。在发文数量上，编委活跃度较低，并且大部分编委并没有在任职期刊上发表过多论文。在发文质量上，编委不同身份发文与论文影响力存在显著关系。具体来说，编委为重要作者身份发文的论文影响力相较普通作者显著更高，这一发现在高质量期刊、非高质量期刊、一流高校、教授作者和 PSM 论文样本中都得到了证实。编委为非重要作者身份发文的论文影响力相较普通作者显著更低，这一结论在高质量期刊、一流高校和 PSM 论文样本中得以证实，但未在非高质量期刊和教授作者论文样本中得到证实。

4 建议

综上，研究发现，在发文数量上，编委活跃度较低，大部分编委并未在任职期刊发表过多论文；在发文质量上，编委为重要作者身份发文的论文影响力较高，但作为非重要作者身份发文的影响力反之，即编委效应有条件地存在。为减少潜在的编委效应，提高学术期刊的整体质量和信誉，本文提出如下建议。

4.1 提升期刊运作透明度

提升期刊运作透明度，包括审稿流程透明度、同行评议透明度以及编委透明度。

在当前的学术出版制度下，期刊编辑部具有对论文是否通过编辑部初审以及如何安排审稿人等的主导权[18]。编辑部希望能够得到编委的论文投稿，加之编辑部与编委会之间的

合作关系，在接收编委投稿论文时，编辑部可能会由于各种因素而对其进行特殊处理，如免除初审直接进入外审、可能安排倾向于给出正面意见的审稿人、减少审稿人数等。正常情况下，学术论文在刊发前，需要经过编辑部的三审三校，而编委投稿论文是否走完了这些出版流程，则有待商榷。因此，建议编辑部提高审稿流程透明度，公开编委投稿论文的审稿流程，包括对审稿人的选择标准、审稿具体流程、编辑决策标准等，如处理编委论文时，编辑部应交由与编委会没有直接联系的独立专家审稿，并且坚持质量至上的原则。

同行评议是现代学术交流的一个重要基石，传统的同行评议模式为单盲评审和双盲评审，但两者都存在透明度不足、评议结果可信度低、缺乏对评审过程的监督等缺陷[19]。特别是在小众的学术领域中，即使编辑部力求寻找与编委会没有直接联系的专家，审稿人和编委之间很可能也相互认识，影响审稿意见的公正性。因此鼓励编辑部在编委论文发表后开放同行评议相关数据，包括审稿人身份、评审报告意见等，加强外部对于评审过程的监督。在这种模式下，即使审稿人与编委之间可能存在直接或间接的关系，审稿人也能更客观地给出评审意见，在一定程度上有助于减少“关系稿”“人情稿”。

提高编委透明度包括公开编委名单和编委投稿数据。目前公开编委名单的方式通常有两种，分别是在每期出版期刊的封二页、封底页等附录编委名单或者在期刊官网公布编委名单，但后者可能存在更新不及时的弊端。以 2020 年 CSSCI 收录的 36 种管理学期刊为例，2 种期刊未公布编委名单，3 种期刊仅在官网公布编委名单，但存在未及时更新的可能，无法确保公布的编委是当前任职的编委。同时，在公布编委名单的 34 种期刊中，将近一半期刊仅公布了编委名字，对其任职机构和职称等并未公布。编委投稿数据包括编委在任职期间的投稿文章数量（区分编委以重要作者身份的发文和非重要作者身份的发文）、编委文章发表率以及编委论文发表后相较同期论文的被引次数等。若期刊公开编委名单及编委投稿数据，提高编委透明度，鼓励和支持对编委效应的研究，既能加强外界监督，也在一定程度上促使编委自我监督，减少潜在的编委效应。

4.2 制定编委投稿政策

编委通常是该学科领域内的专家，为期刊撰写优质稿件本身属于编委的职责之一，也是期刊质量保障的方式之一[20]，同时又可能因为在自己任职期刊上发表文章而产生利益冲突。重要数据库在评估期刊时，也会考虑编委在任职期刊发表论文的情况，包括编委发表率和编委论文影响力。若出现编委在任职期刊大量发文，或编委论文影响力低于该期刊平均水平等情况，将影响期刊的评估结果。根据本文研究结论，编委活跃度普遍较低，编委为重要作者身份发文的论文影响力相较普通作者更高，但作为非重要作者身份发文的论文影响力较低，而编辑部希望能够得到编委的优质论文投稿以提高期刊质量，但又要尽可能减少编委效应，保证期刊的学术质量。因此，期刊编辑部为编委制定明确的投稿政策是解决此矛盾的有效途径之一。

首先，制定严格的编委投稿利益冲突政策。编委在投稿前（默认编委为第一作者）应声明潜在的利益冲突；若投稿论文的作者中包含编委（编委为非重要作者），该论文的第一作者在提交时也应声明回避该编委以及与该编委有关的审稿人。其次，鼓励编委将高质量研究投往任职期刊。研究发现编委活跃度较低，表明部分编委没有履行撰稿职责，这是期刊编辑部需要高度重视的问题。合理规划编委每年在任职期刊的发文数量范围，既能确保编委履行为期刊撰稿的职责，也能防止编委在任职期刊过多发表论文，有利于增加编委活跃度、提高期刊质量以及建设更加公平的学术环境。再次，定期评估编委论文发表后的影响力。若出现编委的多篇论文影响力低于该期刊平均水平的情况，编辑部则需更加严格评估该编委的投稿论文质量。最后，设立监督机构（如编辑顾问委员会），负责监督编委的投稿行为和审稿流程，确保编委论文的发表符合编委投稿政策。

5 结语

本文通过实证研究发现，在发文数量上，编委活跃度较低，大部分编委并未在任职期刊发表过多论文；在发文质量上，编委为重要作者身份发文的论文影响力较高，但作为非重要作者身份发文的影响力较低，说明编委效应有条件地存在，并建议编辑部提升期刊运作透明度和制定编委投稿政策，以减少潜在的编委效应，加强期刊质量建设。本研究作为一项探索性研究，存在一定局限。首先，样本时间仅选择 2020 年，对于个体层面的编委发文可能存在偏差，未来研究可扩展时间范围。其次，样本范围为管理学类 CSSCI 来源期刊，是否可以将结论外推到整个社会科学期刊领域需进一步分析，未来研究可在此基础上扩展至整个社会科学领域期刊。最后，本文主要从论文数量和论文质量探究编委效应，未来随着开放同行评议的进展，可进一步通过比较编委论文和普通作者论文的同行评审过程，探究更深入的编委效应。

参考文献

[1] 王一鸣.学术期刊出版服务能力理论框架体系研究[J].中国科技期刊研究,2023,34(4):415-421.

[2] 陈玉国,钱向东,郑垂勇.不同责任主体在科技期刊办刊中的作用[J].中国科技期刊研究,2018,29(3):226-230.

[3] LUTY J, AROKIADASS S M R, EASOW J M, et al. Preferential Publication of Editorial Board Members in Medical Specialty Journals[J].*Journal of Medical Ethics*,2009,35(3):200-202.

[4] WALTERS W H. Do editorial board members in library and information science publish disproportionately in the journals for which they serve as board members[J].*Journal of Scholarly Publishing*,2015,46(4):343-354.

[5] LIU F Y, HOLME P, CHIESA M, et al. Gender inequality and self-publication are common among academic editors[J].*Nat Hum Behav*,2023(7):353-364.

[6] XU S, AN M J, AN X. Do scientific publications by editorial board members have shorter publication delays and then higher influence[J].*Scientometrics*, 2021(126):6697-6713.

[7] 顾璇,李红影,汤建军.编委会学术水平对学术期刊质量影响——以中华预防医学会系列杂志为例[J].传播与版权,2016,(9): 62-63+66.

[8] 丁佐奇,郑晓南,吴晓明.从编委的高发文和高被引看药学期刊编委的贡献[J].编辑学报,2012,24(1):55-57.

[9] 陈力勤.师范大学学报编委的发文分析与思考[J].中国科技期刊研究,2013,24(2):325-329.

[10] 王贤文,张光耀.负责任同行评议：何谓、何以与何为[J].中国科技期刊研究,2022,33(8):1035-1040.

[11] HARDIN W G, LIANO K, CHAN K C, et al. Finance Editorial Board Membership and Research Productivity[J].*Review of Quantitative Finance and Accounting*,2008, 31(3):225-240.

[12] LABAND D N, PIETTE M J. Favoritism versus search for good papers: empirical evidence regarding the behavior of journal editors[J].*Journal of Political Economy*,1994,102(1):194-203.

[13] 祝琳琳,杜杏叶,李贺.知识生产视角下学术论文质量自动评审指标体系构建研究[J].图书情报工作,2018,62(24):79-86.

[14] 张光耀,谢维熙,姜春林等.同行评议速度与论文影响力的关系研究——以二次文献选文速度为视角[J].信息资源管理学报,2023,13(4):140-150.
[15] 姜春林,张立伟,刘盛博.图书情报学期刊“联锁编委”的社会网络分析[J].情报学报,2014,33(5):481-490.
[16] ROSENBAUM P R, RUBIN D B. The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects[J].*Biometrika*,1983,70(1):41-55.
[17] FLURY B K, RIEDWYL H. Standard distance in univariate and multivariate analysis[J].*The American Statistician*,1986,40(3):249-251.
[18] 郭峰,李欣.编辑部偏爱、关系稿与引用率贴水——来自中国经济学权威期刊的证据[J].经济学(季刊),2017,16(4):1237-1260.
[19] 姚占雷,李美玉,许鑫.开放同行评议发展现状与问题辨析[J].编辑学报,2022,34(2):142-148.
[20] 刘岗,魏海明,王婉,等.编委在科技期刊发展中的作用探讨[J].中国科技期刊研究,2015,26(3):239-243.

Does editorial board effect exist in Chinese academic journals: An empirical study based on management journals

YU Qianqian, YIN Yixian, ZHANG Guangyao, WANG Xianwen*

Institute of Science of Science and S&T Management, School of Public Administration, Dalian University of Technology, 2 Linggong Road, Dalian 116024, China

Abstract: [Purposes] This paper aims to explore whether editorial board effect exists in academic journals by analyzing the quantity and quality of editorial board articles in Chinese management journals, and to provide reference for journal quality construction. **[Methods]** Taking CSSCI source journals of management as the research object, this paper used the regression analysis and causal inference methods to reveal the relationship between the publishing of papers with different identity of editorial board members and the influence of papers. **[Findings]** The editorial board members are less active, and most of them did not publish many papers in their journals. There is a significant relationship between the publication of different identities of editorial board members and the influence of papers, and the editorial board effect exists conditionally. Specifically, the influence of the editorial board as an important author is significantly higher than that of non-editorial board authors. The influence of editorial board members who are not important authors is significantly lower than that of non-editorial board members. **[Conclusions]** It is suggested that the editorial department should enhance the transparency of journal operation and formulate the editorial board submission policy to reduce the potential

editorial board effect.

Keywords: editorial board effect; journal quality construction; paper influence; regression analysis; causal inference

作者贡献声明：

余芊芊：设计研究框架，收集与分析数据，撰写与修改论文；

尹逸贤：收集与整理数据；

张光耀：修改论文；

王贤文：提出研究思路，修改与审定论文。

注：编委相关数据统计表、FMS 管理科学高质量期刊推荐列表、变量的描述统计结果与相关系数矩阵表、标准化偏差对比图、核密度图详见 https://pan.baidu.com/s/1T2nCxEBl5unckzqp1KV1fg?pwd=ymyc